

地方交付税フライペーパー効果の再検討

－ 市町村パネルデータによる計測 －

磯嶋 徹・木立 力

1 はじめに

近年、国・地方の歳出削減が行なわれているが、国の一般会計では国債費、地方交付税交付金、社会保障が三大項目であり、公共事業がこれについている。国債費は過去の債務への利払いが中心であるため削減の余地はなく、社会保障はエンタイトルメントとも呼ばれ、資格によって受動的に額が決まる性質の項目である。そのため、相対的に裁量の余地が大きい地方交付税や公共事業にはさまざまな視点からの論議が集まる傾向がみられる。これらは国から地方への財政トランスファーという共通の視点でとらえられることが多い。

本稿のテーマは、いま述べた国から地方への財政トランスファーの問題の中に位置づけられるが、これに関する論点は経済学的にはさらに配分面と効率面に大別することができるだろう。1990年代の大都市での財政悪化を契機にして、地方交付税・国庫支出金によってもたらされる地域の純受益が計測されたこと等が、配分面からみた分析と言える。

効率面では、第1に、国庫支出金などの使途を定めた定率補助金は、地方交付税などの一般的な補助金に比べると、住民の元々の選択を歪め非効率であると考えられ、特定財源の一般財源化を求める論拠となってきた。第2には、90年代半ば以降、景気対策を地方に徹底させる目的で、地方債の返済分を基準財政需要に算入する等の措置がとられた。地方交付税は一般財源と言われるがそのかなりの部分が特定の事業へと誘導され、住民の選好と異なる過大な地方歳出につながったとの論点がある。第3に、地方交付税は国税として一度徴収されてから地方政

府に交付されるので、地方政府及び住民にとってコスト意識があまり働かず、この制度がない場合に比べ、地方歳出ひいては国全体に集計した歳出を過大にしている元凶だ、という論点がある。この際に、現実の地方交付税の少なくとも一部は特定財源化しているので、交付税のデータから非効率を計測するとすれば第2点か第3点のどちらに因るものかを峻別しなければ、政策的含意を誤って導くことになる。

本稿で取り上げる問題は地方交付税が効率性におよぼす上記の第3点と第2点に関するものである。Bradford-Oates (1971) は、かりに地方政府を、住民が選好する公共財・私的財への配分を完全に実現する代理人であるとする、中央政府から地方政府への一般定額補助金増加も、住民の所得増加も地方の機会集合としての違いはなく、どちらでも地方の私的財と公共財への配分額は同じはずだと述べた。言い換えると、住民の所得の増分と住民一人当たり一般定額補助金の増分のそれぞれが地方の公共支出増分に与える係数は等価となる²⁾。

しかし国内外の実証研究では、このBradford-Oatesの等価定理が成り立たずに、中央政府から地方政府への一般補助金増分は住民所得の増分よりも高い割合で地方歳出につながる、という結果がほとんどである。補助金は、初めにぶつかった所に、(この場合は地方政府あるいは地方歳出に) 貼り付く、という意味で「フライペーパー (ハエ取り紙) 効果」と呼ばれている。日本でも、特定補助金だけではなく一般補助金も非効率性であることを示す指標として、地方交付税の評価をめぐって計測されるようになった。

日本の先行研究では都内市町村を対象とした塚原 (1988) を除き概ねフライペーパー効果の

存在を肯定する結果を得ているが、いくつかの課題が残されている。

第1に、日本の先行研究はいずれも、都道府県、市町村などを対象としたクロスセクション分析である。この際次のことが問題となる。フライペーパー効果の計測では、地域所得や地方交付税が説明変数の必須要素であるが、政策方針を含む多くの地域的要因が地域所得や地方交付税と関連している。説明変数と相関を持つ要因を列挙しきれず、誤差項に残すならば、誤差項と説明変数が相関するため、地域所得と地方交付税の係数は偏りを持つことになる。

これに対処するために操作変数を用いる分析（GMMを含む）も行われてきた。しかし、地域所得・交付税と相関を持ちながらその他の地域特性と相関を持たないような変数は見出しがたく、都道府県単位に比べ市町村単位ではデータの種類が少ないので、この方法による改善は一層期待できないと思われる。また、全国をいくつかの地域ブロックや人口規模グループに分割して計測することもこの問題へ対処法として行われてきた。しかし、ブロック内にも多様な自治体が存在しブロック分割がバイアスを効果的に除去するか明らかではない。さらに、縁辺的地域ブロックや小規模人口グループでは大きなフライペーパー効果が推計されているが、全国一律の政策に関する、比較的均質と思われる日本の自治体の行動様式を推計しているにもかかわらず、ブロックごとに推計される係数が異なることを裏付ける理由が見出しがたい³⁾。

本稿では平成8年度から平成11年度の普通交付税が交付されている全国の市町村を対象として、上記の偏りへの有力な対策としてパネル分析を行っている。パネル分析のうち固定効果モデルは手法が単純であり、この種の偏りがどんな形状であってもこれを効果的に除去できること、また操作変数など他の種類のデータを追加しないので、結果解釈がし易いことが長所と思われる。また、住民の予算制約と地方政府の予算制約がどれほど一体化しているかに関する計測であるから、都道府県よりも市町村データの方が目的にそっていると考えられる。

第2には推計する関数の形状の問題がある。Becker (1996)では回帰式の関数型の問題が検討されているが、関数の特定化に依存して係数推計値が大きく異なり、フライペーパー効果の有無が左右されることが示されている。日本の実証研究では各論文でそれぞれの関数型が使われ、共通するデータで関数型だけが異なる場合の比較はあまり行われていない。本稿では共通するデータについてさまざまな関数型におけるフライペーパー効果の比較を行った。

第3に、地方歳出のデータに何を含めるかによって、係数推定値が変わり結果が大きく左右されることを本稿では明らかにする。この問題は歳出項目のうち地方政府の裁量が働く項目はどれであるかという本質と関わっている。フライペーパー効果は特定補助金ではなく一般補助金にも残存する非効率性を指摘する概念だから、その効果を計測するためには地方交付税と結びつきを持った支出項目を除く必要がある。各先行研究で別個に検討されたそれぞれの歳出概念を同一のデータから作成して比較し、歳出概念の違いが結果に及ぼす影響の程度を明示している。

本稿は、これら3つの新たな側面から、フライペーパー効果の検証を行っている。Ⅱでは、フライペーパー効果を推計するための公共サービスの需要関数について述べる。また、歳出額として用いる変数の定義、フライペーパー効果の計測の方法などについて述べた上で、過去のフライペーパー効果に関する実証研究との違いを述べる。Ⅲではフライペーパー効果の推計結果について述べている。被説明変数として用いる政府支出の概念の違いによるフライペーパー効果の違いや、計量モデルのあてはまりの違いについて明らかにする。また後半では推計式の関数型の違いからくるフライペーパー効果の違いを比較する。Ⅳではまとめとしてフライペーパー効果が存在するか否かと残された問題について述べることとする。

II 政府支出関数の特定化と分析手法

1. 公共サービスの需要関数

Bradford-Oates(1971)の分析のように、市町村政府は次の式で表される代表的住民の効用を最大化するように政府支出を決定すると想定する。 x_{it} は第*i*市町村、第*t*時点の私的財（合成財）の量を、 s_{it} は公共サービスの量を表す。

$$u = u(x_{it}, s_{it}) \quad (1)$$

公共サービスは、住民一人あたり公共支出 g_{it} 、人口 n_{it} 、面積を初めとする時点共通の地域固有要因 a_i によって（2）式で表される関数である。この（2）式が本稿で最も重視する式である。また、後に詳述するように分析目的から公共支出 g_{it} は一般財源からまかなう支出項目に限定する。次式は g を生産要素、 n 、 a を技術パラメータとする生産関数とみることができる。

$$s_{it} = s(g_{it}, n_{it}, a_i) \quad (2)$$

（1）式と（2）式から、住民の効用を選好と技術の双方を含む次の形に書き換えることにする。

$$u = v(x_{it}, g_{it}, n_{it}, a_i) \quad (1)'$$

市町村の予算制約は、住民一人あたり市町村税を t_{it} 、上位政府（国・都道府県）からの住民一人あたり一般補助金を z_{it} として、次の式で表される。これらは一般財源に限定される。

$$g_{it} = t_{it} + z_{it} \quad (3)$$

代表的住民の予算制約は、上位政府が課税した後の可処分所得を y_{it} として、次式で示される。

$$x_{it} = y_{it} - t_{it} \quad (4)$$

市町村政府が住民の完全な代理人として行動するならば、市町村政府の予算と住民の予算の間に境界はなく（3）式と（4）式を加えること

になるので、 y と z の和を g と x に配分することになる。実際にはフライペーパー効果を生じさせるような境界（または不完全性）があり、政府が公共支出 g を決定する際に基準とするその地域の「所得」 I は、 y と z の単なる合計ではない何らかの関数と考えられる。地域の「所得」は地方政府と住民の間の境界を考慮する一般的な場合には y 、 z のほかに t も含む関数と考えられるが、多くの先行研究にならって、 t は相殺されて y と z だけの関数であるとした⁴⁾。地域の支出は g と x の単なる合計とした。

$$g_{it} + x_{it} = I(y_{it}, z_{it}) \quad (5)$$

（1）'と（5）より、政府支出の関数は次のようになる。

$$g_{it} = D(I(y_{it}, z_{it}), n_{it}, a_i) \quad (6)$$

y 、 z が g に与える影響は、公共サービス s への選好と g から s を生産する技術を表す v の形状（ D の関数型にあられる）、政府が政府と住民の予算をどのように同一視するかの程度（ I の関数型にあられる）に依存する。日本の先行研究では線形の公共財（公共支出）需要関数が導出されるような効用関数を仮定するものが多いが、需要関数が線形であるべき理由はなく、さらに関数の特定化によってフライペーパー効果の大きさが異なるという実害があるので、ここでは一般型のみとした。

また、公共サービスには私的財のように競合性を持つ財、非競合性を持つ財や混雑現象を伴う財が混在するため、 g が同一であっても市町村の人口や面積をはじめとする市町村特性に依存して、公共サービスの水準 s が異なる。逆に言うと同じの公共サービス量を需要するとしても必要な公共支出額 g が地域によって異なることになる。宮良・福重（2001）では、この点を考慮し、前半部では g に対して n が対数線形で影響するモデルを示し、後半ではノンパラメトリックの推計を行っている。しかし、日本の自治体の住民一人あたり公共支出は、人口10万人前後を底と

するU字型となることが広く知られている（中井（1998））ので、人口の単調関数による修正ではこの問題に対応できないと考えられる。しかも地域固有要因は人口だけではない。（6）式の地域固有要因 a はこうした役割を持っている。

2. 推計式

本稿ではこれまでの日本の実証研究で用いられたクロスセクションデータではなく、パネルデータを用いて分析を行う。分析対象の説明変数である市町村所得や地方交付税額は、多数の地域固有の要因と相関を持ちやすい代表的な変数と言える。しかし下の（7）式のように誤差項のうち、説明変数と相関を持つ部分が時点を通じて一定であるならば、地域ダミーを用いるか地域内平均を差し引くという固定効果モデルを用いることによって、この項 a を消去し、係数推計の偏りの原因を除去できる。本分析での地域固有の要因は人口以外には面積、地形、気候など、時点を通じて一定のさまざまな要因を含んでいる。

$$y_{it} = \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\beta}_{it} + a_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

\mathbf{x}_{it} ：市町村 i の t 期における k 個の説明変数のベクトル、

a_i ：誤差項のうち説明変数と相関をもつ部分、
時間を通じて一定

ε_{it} ：誤差項のうち説明変数と相関がない部分、

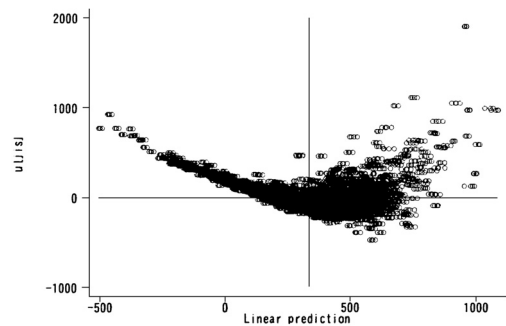
i ：自治体（1、2、…、 n ）、 t ：期間（1、2、…、 t ）

図1から図3はパネル分析（固定効果モデル）の結果えられた固定効果 a_i を縦軸にとり、推計値（7式の $\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}$ ）を横軸にとったものである。これを見ると、いずれの推定式においても説明変数と誤差項のうちの固定効果との間に強い相関があり、しかもそれはU字型の偏りであることが示されている。

説明変数と誤差項の両方に相関を持つ代表的な変数としては人口が挙げられる。図4は横軸に人口の常用対数値、縦軸に固定効果をとったものである。人口10万人近辺で小さい値となっ

ている。この形状は主として同じ公共サービスを生み出すための公共支出額の違いによると見られる。土居（2000）に詳述されているスピルオーバー効果が存在すると、人口がある程度以上になると公共サービスが割高になり始めるが、それはこの図の10万人以上規模での形状と関連するかもしれない。

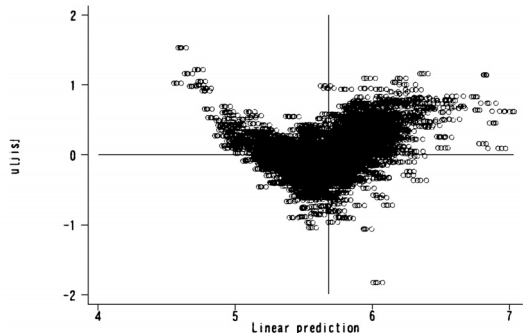
図1



$$g = c + \beta_1 z + \beta_2 y + \beta_3 \ln n + \beta_4 d_1 + \beta_5 d_2 + \beta_6 d_3$$

を推定式に用いた場合の固定効果と推計値

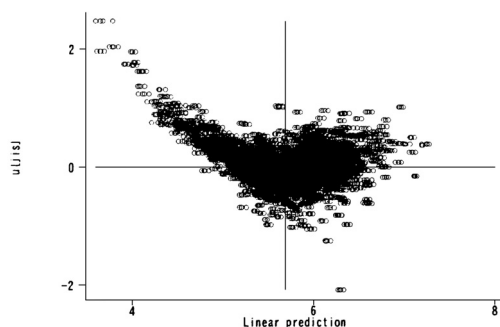
図2



$$\ln g = c + \beta_1 z + \beta_2 y + \beta_3 \ln n + \beta_4 d_1 + \beta_5 d_2 + \beta_6 d_3$$

を推定式に用いた場合の固定効果と推計値

図3



$\ln g = c + \beta_1 z + \beta_2 y + \beta_3 \ln n + \beta_4 d_1 + \beta_5 d_2 + \beta_6 d_3$
を推定式に用いた場合の固定効果と推計値

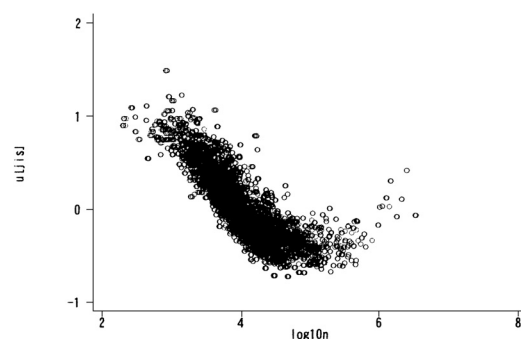
宮良・福重（2001）では人口規模別にグループ分けしたデータについてもフライペーパー効果の計測を行っている。そこでは地域所得と地方交付税の係数推定値が人口とともにしだいに低下して再び上昇する傾向が見られるが、本稿で計測された固定効果が係数推計値に人口規模ごとに異なる大きさのクロスセクションバイアスをもたらした可能性がある。

土居（1996）等では地域ブロックごとの計測も行い、都市部のフライペーパー効果は小さいが、次の原因が考えられる。図4はU字型であるが、Uの底より人口の多いサンプルを多く含む地域ブロックでは右上がりなので、この都市ブロックでは人口と地域固有要因が正の相関を持つ。地域所得 y は全国的に人口と正の相関を持つので都市ブロックでは地域固有要因が y と正で相関し、 y の係数を過大にし、人口と負の相関の地方交付税 z の係数を過小にするバイアスを持つ。 z の係数を y の係数で割った値がフライペーパー効果なので、都市ブロックではフライペーパー効果は小さく推計される。逆にU字型の左の人口が少ないブロックではフライペーパー効果は大きく推計される。人口が少ない縁辺地域ほど非効率なのではなく、クロスセクションバイアスの形状が人口についてU字型を示すことが原因と考えられるのである。都内自治体を対象とした塚原（1988）が唯一フライペーパー効果がないという

結果を得ているのもこのためと考える。

本稿では平成8年から平成11年までの4カ年の普通交付税交付団体を対象としたパネルデータを用いた。普通交付税の交付団体に限定したのは、フライペーパー効果の検証が、普通交付税と住民所得の変化が政府支出に及ぼす影響を調べることを目的としているからである。

図4



基本的な推計式は次のものとした。

$$g = c + \beta_1 z + \beta_2 y + \beta_3 \ln n + \beta_4 d_1 + \beta_5 d_2 + \beta_6 d_3 + \varepsilon \quad (8)$$

g ：一人当たりの地方政府の政府支出、 c ：定数項、 z ：一人当たり地方交付税（普通地方交付税＋特別地方交付税）、 y ：一人当たり住民所得、 n ：人口、

d_1 ：1997年度ダミー、 d_2 ：1998年度ダミー、 d_3 ：1999年度ダミー、 ε ：誤差項

β_i ：各変数の係数

前述の D 関数の形は g の変換に対応し、 I 関数は y と z の変換に対応する。これらを、対数をとった場合ととらない場合で推計した。固定効果モデルでは、面積などに代表される時間を通じて一定の地域固有要因は固定効果として消去される。地域固有の要因のうち人口の水準は最も重要であるが、短期間には人口はそれほど変化しないため、人口規模の影響の大半は固定効果として消去される。上述の固定効果モデルに示した人口の対数値は人口の水準ではなく変化部分

だけの影響であって、係数は人口増加率が公共支出「増加」に及ぼす影響を意味することに注意されたい。宮良・福重（2001）で計測した人口の影響は、本稿の計測では主に図1～図3に表される（人口をはじめとする多様な）固定効果の中に（ほぼU字型で）含まれ除去されたとみることができる。

3. 政府支出をどこまで含めるか

被説明変数である政府支出について、以下の4つを考える。

- i) $g \cdots \cdots \cdots g$
- ii) $g - m \cdots \cdots \cdots gm$
- iii) $g - m - b \cdots \cdots \cdots gmb$
- iv) $g - m - b - d - f \cdots \cdots \cdots gmbdf$

m：一人当たり支出金（国庫支出金＋都道府県支出金）、b：一人当たり地方債、d：一人当たり公債費、f：一人当たり財政調整基金

- i) gは政府支出総額を人口一人当たりにしたもので、長峰（1988）で用いられた歳出の定義である。
- ii) gmは一人当たり支出総額から一人当たり支出金（m）を控除したもので、土居（1996）、宮良・福重（2001）で用いられた歳出の定義である。政府支出から支出金を控除するのは、国庫支出金や都道府県支出金が特定財源であり、ある特定の事業に対して一定率の補助を行う定率補助金の性格を持っていることから、地方政府には受け取る支出金については全く裁量の余地がないからである。
- iii) gmbは一人当たり支出総額から一人当たり支出金（m）及び一人当たり地方債（b）を控除したもので、Nagamine（1996）で用いられた歳出の定義である。地方債を控除するのは、日本の地方債は特定財源であり、ある事業実施を条件に一定率の地方債発行（起債）が許可されるので、支出額と地方債は同時決定する変数と見ることができるからである⁵⁾。
- iv) gmbdfは一人当たり支出総額から一人当たり支出金（m）、一人当たり地方債（b）、一人当たり公債費（d）及び一人当たり財政調整基金（f）を控除したもので、土居（2000）で用いら

れた歳出の定義である。土居（2000）では、公債費を「過去に行った公共財供給の財源調達のための公債発行に伴うものであり、今年度の公共財供給に当てる経費ではない」こと、また財政調整基金は「財源の年度間調整を行って将来の公共財供給に当てる経費であり、今年度の公共財に当てる経費ではない」ことから、歳出総額から公債費と財政調整基金を控除している。

住民所得（y）については、国税・道府県税を課税対象所得額から控除したもの（yt）を用いる。これは「中央政府の政策は地方政府にとって所与としているため、補助金（定額、定率とも）は天下り式に地方政府の予算制約式に入るが、その財源は各地域に住む個人から徴収しなければならない」（土居（1996））ことから、政府支出における個人所得の影響を調べる際にはこれを控除する必要があると考えたからである。

4. フライペーパー効果の測定方法

フライペーパー効果の測定であるが、両辺ともに対数をとらない関数型を、

$$g = c + \beta_1 z + \beta_2 y t + \beta_3 \ln n + \beta_4 d_1 + \beta_5 d_2 + \beta_6 d_3 + v$$

$$\partial g / \partial z = \beta_1$$

$$\partial g / \partial y t = \beta_2$$

とすると、フライペーパー効果は

$$\frac{\partial g / \partial z}{\partial g / \partial y t} = \frac{\beta_1}{\beta_2}$$

となる。

また、左辺（被説明変数）のみに対数をとる場合の関数型を、

$$\ln g = c + \beta_1 z + \beta_2 y t + \beta_3 \ln n + \beta_4 d_1 + \beta_5 d_2 + \beta_6 d_3 + v$$

$$\partial \ln g / \partial z = \beta_1$$

$$\partial \ln g / \partial y t = \beta_2$$

とすると、フライペーパー効果は

$$\frac{\partial \ln g / \partial z}{\partial \ln g / \partial y t} = \frac{\frac{\partial g}{g} / \partial z}{\frac{\partial g}{g} / \partial y t} = \frac{\partial g / \partial z}{\partial g / \partial y t} = \frac{\beta_1}{\beta_2}$$

となり、両辺ともに対数をとらない関数型と同様に係数推計値だけから計算できる。

そして両辺に対数をとる場合の関数型を、

$$\ln g = c + \beta_1 \ln z + \beta_2 \ln yt + \beta_3 \ln n + \beta_4 d_1 + \beta_5 d_2 + \beta_6 d_3 + v$$

$$\partial \ln g / \partial \ln z = \beta_1$$

$$\partial \ln g / \partial \ln yt = \beta_2$$

とすると、フライペーパー効果は、

$$\frac{\partial \ln g / \partial \ln z}{\partial \ln g / \partial \ln yt} = \frac{\frac{\partial g}{g} / \frac{\partial z}{z}}{\frac{\partial g}{g} / \frac{\partial yt}{yt}} = \frac{\beta_1}{\beta_2}$$

$$\frac{\partial g / \partial z}{\partial g / \partial yt} = \frac{\beta_1}{\beta_2} \frac{yt}{z}$$

となり、対数をとらない関数型と直接比較するためには、 $\ln z$ と $\ln yt$ の係数を割り算するだけでなく、 yt と z の値を上式のように乗じなければならない。ここでは代入する yt 、 z の値として、それぞれ4年分のプールデータにおける平均値を用いた⁶⁾。

III フライペーパー効果の測定

1. 歳出の定義の違いによるフライペーパー効果比較

両辺に対数をとらない形でパネルデータ分析（固定効果モデル）で行った結果は表1に示している。 g 、 gm では交付税（ z ）や課税後所得（ yt ）の係数が理論に反しマイナスとなっており、また t 値も小さい。 gmb 、 $gmbdf$ では各変数の符号条件は満たされ、地方債分を支出から控除することが結果を左右する。さらに公債費、財政調整基金を控除する $gmbdf$ のほうがフライペーパー効果が小さく推計されている。地方交付税、住民所得がそれぞれ歳出に与える大きさを示す $\partial g / \partial z$ 、 $\partial g / \partial yt$ を見ると、裁量の少ない歳出項目である地方債、公債費、財政調整基金を控除することによってそれぞれの値が大きくなっている。

次に左辺（被説明変数）に対数を取り、同様の分析を行った結果が表2である。ここでも \log_g 、 \log_gm では交付税（ z ）や課税後所得（ yt ）の係数がマイナスで、 t 値も低い。一方 \log_gmb と \log_gmbdf では t 値は高い。両辺とも対数をとらないときと同様、 gmb と $gmbdf$ を比較すると、 $gmbdf$ のほうがフライペーパー効果が小さく推計されている。また $\partial g / \partial z$ 、 $\partial g / \partial yt$ を見ると、 \log_gmbdf のほうが \log_gmb と比較して $\partial g / \partial z$ は小さく、 $\partial g / \partial yt$ は大きくなっている。

表 1

(下段はt値)		z	yt	log_n	d1	d2	d3	AJ-R ²	$\partial g / \partial z$	$\partial g / \partial yt$	FE
*	g	-0.5507	-0.0132	-609.5530	1.8291	18.3834	42.5724	0.9666	-0.5507	-0.0132	41.6
		-5.7697	-0.9963	-6.0379	0.6069	5.6511	11.6440				
*	gm	-0.5418	-0.0030	-574.5820	5.1570	12.1128	26.7729	0.9542	-0.5418	-0.0030	182.2
		-7.4812	-0.2948	-7.5012	2.2551	4.9075	9.6511				
*	gmb	0.6193	0.0083	-172.4600	5.7597	6.9766	17.5014	0.9761	0.6193	0.0083	74.4
		14.8104	1.4290	-3.8993	4.3620	4.8953	10.9263				
*	gmbdf	0.0684	0.0103	-145.6460	4.7099	6.7475	16.5799	0.9343	0.0684	0.0103	6.6
		1.5106	1.6328	-3.0407	3.2937	4.3717	9.5579				

(FE：フライペーパー効果)
(標本数12300＝3075団体×4年)

表 2

(下段はt値)											
		z	yt	log_n	d1	d2	d3	AJ-R ²	$\partial g/\partial z$	$\partial g/\partial yt$	FE
*	log_g	-8.56E-05 -1.0857	-8.93E-06 -0.8134	-0.4358 -5.2259	-0.0014 -0.5441	0.0187 6.9715	0.0523 17.3207	0.9693	-0.0580	-0.0061	9.6
*	log_gm	-7.17E-05 -0.9404	-1.17E-06 -0.1101	-0.5777 -7.1665	0.0037 1.5211	0.0108 4.1416	0.0308 10.5540	0.9686	-0.0401	-0.0007	61.3
*	log_gmb	0.0005181 10.2874	1.384E-05 1.9722	-0.1726 -3.2412	0.0186 11.6931	0.0267 15.5701	0.0615 31.9012	0.9847	0.2430	0.0065	37.4
*	log_gmbdf	0.0002479 2.9678	4.149E-05 3.5661	-0.1898 -2.1490	0.0137 5.1936	0.0203 7.1173	0.0532 16.6138	0.9532	0.0820	0.0137	6.0

(FE : フライペーパー効果)
(標本数12300=3075団体×4年)

表 3

(下段はt値)											
		log_z	log_yt	log_n	d1	d2	d3	AJ-R ²	$\partial g/\partial z$	$\partial g/\partial yt$	FE
*	log_g	0.0264 2.6240	-0.0126 -0.7738	-0.4149 -5.5412	-0.0028 -1.1164	0.0157 5.7144	0.0467 15.0319	0.9693	0.0668	-0.0081	-8.2
*	log_gm	0.0168 1.7260	-0.0013 -0.0809	-0.5557 -7.6761	0.0025 1.0384	0.0085 3.1982	0.0268 8.9183	0.9686	0.0350	-0.0007	-51.9
*	log_gmb	0.0506 7.8541	0.0180 1.7230	-0.4532 -9.4488	0.0195 12.0677	0.0282 16.0059	0.0634 31.8791	0.9846	0.0885	0.0080	11.1
*	log_gmbdf	0.0550 5.1625	0.0591 3.4285	-0.3422 -4.3167	0.0121 4.5406	0.0174 5.9735	0.0483 14.7031	0.9533	0.0679	0.0185	3.7

(FE : フライペーパー効果)
(標本数12300=3075団体×4年)

表 4

	yt	z	g	gm	gmb	gmbdf
Average	1, 056	268	678	559	469	331

最後に、左辺（被説明変数）と右辺（説明変数）の両方で対数を取り、同様にパネルデータ分析を固定効果モデルで行った結果が表 3 である。log_g、log_gmでは課税後所得（yt）の係数がマイナスで、t値は小さい。log_gmbとlog_gmbdfでは t 値は高く、log_gmbとlog_gmbdfを比較すると、log_gmbdfのほうがフライペーパー効果が小さい。 $\partial g/\partial z$ 、 $\partial g/\partial yt$ を見ると、log_gmbdfのほうがlog_gmbと比較して $\partial g/\partial z$ は小さく、 $\partial g/\partial yt$ は大きい点も表 2 と同じである。

これらの結果から、いずれの関数型でも歳出から地方債を控除するかどうかが最も大きく係数推計値を変化させること、また、裁量の無い歳出項目である地方債、公債費、財政調整基金を

控除するごとにフライペーパー効果が小さく推計されること、等がわかる。フライペーパー効果は、特定補助金ではない一般補助金の非効率性に関する概念であるから、特定財源に裏づけられた歳出項目はできるだけ控除すべきである。現実には歳入と歳出のリンクはもっと多く存在するとの見方が一般的なので、フライペーパー効果はさらに小さい可能性がある。

2. 関数型の違いによるフライペーパー効果の比較

ここまでの分析において説明力が高い結果をもたらしたgmbもしくはgmbdfを政府支出として用いて、あらためて関数型による効果の違いを整理する。Becker（1996）は、フライペーパー効

果は需要関数の関数型に大きく左右され、同じデータを用いてもフライペーパー効果の存在の有無が分かれてしまうと述べている (econometric illusionと呼んでいる)。Becker (1996) は被説明変数及び説明変数に対数をとったものにとらないものとで比較し、対数をとらない場合はフライペーパー効果が大きく推計される傾向にあり、また同一のデータをもとに、各変数の対数をとった場合にはフライペーパー効果が存在するとはいえない、という結果を示している⁷⁾。つまり関数の特定化だけによって本当は存在しないフライペーパー効果が現れる可能性を示唆しているのである。こうした議論を踏まえ、次節では線形モデル、対数線形モデルにおける違いについて比較検討する。

表 5

	被説明変数 (政府支出)	説明変数 (所得、交付税)
パターン 1	線形	線形
パターン 2	対数線形	線形
パターン 3	対数線形	対数線形

パターン 1 は被説明変数 (政府支出) 及び説明変数 (所得、交付税) とともに線形、パターン 2 は被説明変数を対数線形、説明変数を線形、パターン 3 は被説明変数及び説明変数ともに対数線形であった。

パターン 1 から 3 について抜粋したものが表 6、表 7 である。表 6 と表 7 の違いは被説明変数 (政府支出) の捉え方であり、表 6 が *gmb*、表 7 が *gmbdf* を政府支出としてそれぞれ用いている。

表 6

(下段はt値)		z	yt	log n	d1	d2	d3	AJ-R ²	$\partial g / \partial z$	$\partial g / \partial yt$	FE
パターン 1	<i>gmb</i>	0.6193	0.0083	-172.4600	5.7597	6.9766	17.5014	0.9761	0.6193	0.0083	74.4
		14.8104	1.4290	-3.8993	4.3620	4.8953	10.9263				
パターン 2	<i>log_gmb</i>	5.18E-04	1.38E-05	-0.1726	0.0186	0.0267	0.0615	0.9847	0.2430	0.0065	37.4
		10.2874	1.9722	-3.2412	11.6931	15.5701	31.9012				
パターン 3	<i>log_gmb</i>	log z	log yt	log n	d1	d2	d3	AJ-R ²	$\partial g / \partial z$	$\partial g / \partial yt$	FE
		0.0506	0.0180	-0.4532	0.0195	0.0282	0.0634	0.9846	0.0885	0.0080	11.1
		7.8541	1.7230	-9.4488	12.0677	16.0059	31.8791				

表 7

(下段はt値)		z	yt	log n	d1	d2	d3	AJ-R ²	$\partial g / \partial z$	$\partial g / \partial yt$	FE
パターン 1	<i>gmbdf</i>	6.84E-02	1.03E-02	-145.646	4.70993	6.74746	16.5799	0.9343	0.0684	0.0103	6.6
		1.5106	1.63282	-3.04072	3.29365	4.37173	9.55785				
パターン 2	<i>log_gmbdf</i>	2.48E-04	4.15E-05	-0.189833	0.013697	0.020259	0.05315	0.9532	0.0820	0.0137	6.0
		2.96777	3.56609	-2.14902	5.19356	7.11728	16.6138				
パターン 3	<i>log_gmbdf</i>	log z	log yt	log n	d1	d2	d3	AJ-R ²	$\partial g / \partial z$	$\partial g / \partial yt$	FE
		0.0550	0.0591	-0.3422	0.0121	0.0174	0.0483	0.9533	0.0679	0.0185	3.7
		5.1625	3.4285	-4.3167	4.5406	5.9735	14.7031				

(FE：フライペーパー効果)
(標本数12300=3075団体×4年)

これを見るとパターン 2 が各変数の t 値から判断してもっとも当てはまりが良いことがわかる。またパターン 1 からパターン 3 にかけてフライペーパー効果が小さくなっていることも注目すべき点である。パターン 1 とパターン 3 を比較した結果は、Becker (1996) が示したように、

線形のモデルではフライペーパー効果が大きく推計される傾向がある、ことと合致している。また土居 (1996) でも線形と対数線形のモデルとを比較検討しているが、おおむねその傾向とも一致している。

IV むすび

同じ公共財サービスをもたらすために必要となる地方政府支出額は地域固有要因によって変化する。この地域固有要因は人口の単調関数でなく、U字型であり、誤差項に残したまま推計すると、Uの右と左で逆方向のクロスセクションバイアスを持つ。U字型の右側の、人口が多い自治体サンプルだけでクロスセクション分析をすると、所得の係数を過大に、交付税の係数を過小推計するので、交付税係数割る所得係数であるフライペーパー効果を小さく推計する。逆に人口が少ない自治体グループではフライペーパー効果を大きく推計する。本稿ではパネル分析でこの課題に対処し、全国市町村に共通するフライペーパー効果を推計した結果、日本での先行研究よりも小さい値を得た。

関数型や歳出概念によるフライペーパー効果の比較も行った。関数型や歳出概念を適切に修正するほどフライペーパー効果は小さくなるものの、本稿ではフライペーパー効果がないという仮説は棄却された。

本稿では地方債など容易にわかる特定財源部分だけを除去したが、これ以外に社会福祉費、義務教育費が交付税とどれだけリンクしているかを斉藤(2001)が示している。このように、現実には交付税のある程度の部分が特定財源となっている。仮に地方交付税の真の一般財源分を抽出できたとすればフライペーパー効果は検証されない可能性が示唆される。その場合現実の地方交付税が地方歳出をたとえ過大にしているとしても、その原因は特定財源化であって、一般財源の財政トランスファー固有の非効率とは言えないことになり、政策的含意も自ずから異なってくる。

フライペーパー効果の実証分析では、地方公共支出に対する地方交付税の係数と住民所得の係数の比が1を上回るならば、地方政府の選択に地域住民の選好が十分反映されない非効率性が存在するとされる。ここには住民所得からの課税分の係数が真の選好を反映した係数という前提がある。しかし、現実の税が住民の公共財

選好に照らして過少ならば、この係数比1が望ましい規準と言えないことになる。

以上のことから、財政トランスファーの非効率性の検証として理論上のフライペーパー効果と実証分析結果との差は依然大きく、既存の実証結果は政策的含意を導くには質的に不十分と思われる。

付録：データの出所及び加工

＜データの出所＞

- ・自治省財政局『市町村別決算状況調』平成8年度から平成11年度
歳出総額、地方税（市町村税）、地方交付税、国庫支出金、都道府県支出金、地方債、公債費
- ・自治省税務局『市町村税課税状況等の調』
課税対象所得
- ・『住民基本台帳人口要覧』
人口
- ・国税庁『国税庁統計年報書』
国税徴収決定済額（都道府県別）
- ・地方財務協会『地方財政統計年報』
道府県税収入総額（都道府県別）

＜データの加工＞

- y_{it} ：各市町村における住民一人当たり国税・都道府県税課税後（市町村税課税前）所得。
= $[\text{当該市町村の課税対象所得額} - s(\text{上位政府からの課税額})] / \text{人口}$
 s ：各市町村が所属する都道府県の課税対象所得額の総額に対する当該市町村の課税対象所得額のシェア
上位政府からの課税額：
都道府県別国税徴収決定済額（所得税均等割＋所得割）＋都道府県別都道府県住民税（所得税均等割＋所得割）
- z_i ：各市町村における住民一人当たり地方交付税総額（普通交付税＋特別交付税）
- m_i ：各市町村における住民一人当たり国庫支出金＋都道府県支出金
- n ：人口

（八戸市役所・青森公立大学）

（2004年12月15日受付、2004年12月16日受理）

注

- 1) 東北大学情報科学研究科における日本交通政策研究会において佐々木公明教授、森杉壽芳教授、安藤朝夫教授から有益なコメントを受けました。記して感謝いたします。
- 2) 公共財が上級財とする。住民の所得が増加した場合、所得増の一部は税支払い増加となる。上位政府から地方政府への定額補助金が増加した場合、補助金増の一部を公共支出増に使い、住民の私的財消費需要増加分は住民に還付するかまたは既存の税額を減額するはずである。
- 3) 小規模自治体ほど交付税が大きい傾向があるが、水準は高いとしても交付税増加が公共支出増加に及ぼす微係数まで大きいかどうかは別問題である。
- 4) Nagamine (1996) は、地方政府が代表的住民の最適な私的財・公共財の選択を考えて行動するモデルと、制度的に地方税の税率操作が出来ないと考えて、私的財との効率的配分を考慮せずにただ公共財の最適供給のみを考えるモデルの2つを検討している。
- 5) 詳細はNagamine (1996) を参照。歳出から地方債などの歳入項目を控除するのは一見不整合にも思われるが、地方債に裏付けられたはずのさまざまな歳出項目を控除するための有効な便法である。
- 6) 平均値を用いる方法は土居 (1996) 他、先行研究と同じである。
- 7) Becker (1996) では対数線形モデルを用いることでフライペーパー効果の存在を否定できてはいない。結論としてフライペーパー効果は政府支出の需要関数のモデル設定に敏感であると述べている。

参考文献

- 齊藤 慎 (2001) 「国と地方の財政関係」、貝塚啓明編『財政政策の効果と効率性』。
- 塚原康博 (1988) 「ファンジビリティ仮説とフライペーパー効果」『一橋論叢』No. 99, pp. 136-150。
- 土居丈朗 (1996) 「日本の都市財政におけるフライペーパー効果」『フィナンシャル・レビュー』Vol. 40, pp. 95-119。
- 土居丈朗 (2000) 『地方財政の政治経済学』東洋経済新報社。
- 長峰純一 (1988) 「地方政府モデルによる公共支出の実証分析」『公共選択の研究』No. 12, pp. 65-67。
- 宮良いずみ 福重元嗣 (2001) 「日本の市町村財政におけるフライペーパー効果」『日本経済研究』No. 42, pp. 144-161。
- 堀場勇夫 (1999) 『地方分権の経済分析』東洋経済新報社。
- 中井英雄 (1988) 『現代財政負担の数量分析』有斐閣。
- Bailey, Stephen J. and Stephen Connolly (1998) "The Flypaper Effect: Identifying areas for further research." *Public Choice*, 95, pp. 335-361.
- Becker, E. (1996) "The Illusion of fiscal illusion: Unsticking the Flypaper Effect." *Public Choice*, 86, pp. 85-102.
- Bradford, D. and Oates W. (1971) "Towards a Predictive Theory of Intergovernmental Grants." *American Economic Review*, 61, pp. 440-448.
- Filimon, R., Romer T. and Rosenthal H. (1982) "Asymmetric Information and Agenda Control." *Journal of Public Economics*, 17, pp. 51-70.
- Fisher, R. (1982) "Income and Grant Effects on Local Expenditure: The Flypaper Effect and Other Difficulties." *Journal of Urban Economics*, 12, pp. 324-345.
- Hines, Jr., James R. and Richard H. Tharler (1995) "The Flypaper Effect." *Journal of Economic Perspectives*, 9, pp. 217-226.
- Ladd, Helen F. (1993) "State Response to the TRA86 Revenue Windfalls: A New Test of the Flypaper Effect." *Journal of Policy Analysis and Management*, Vol. 12, No. 1, 82-103.
- Nagamine, J. (1996) "Japanese Local Finance and the "Institutionalized" Flypaper Effect." *Public Finance*, 50, pp. 420-44.

Abstract

We reexamine national grant induced fiscal misallocation, commonly known as the flypaper effect, by Japanese local government. The panel data considered comes from Japanese local governments for the years 1996 to 1999. Previous empirical studies, using a cross-section of municipal and prefectural data, have estimated the flypaper effect to be greater in subgroups of smaller populations. However, we offer evidence of cross-section biases in these studies that cause overestimation of flypaper effect for municipal government populations of less than 100,000 and underestimate its influence on areas with populations greater than 100,000. With proper corrections for these biases, estimated overall flypaper effect is shown to be much weaker than suggested in earlier studies.